УДК 681.5.015

ИДЕНТИФИКАЦИЯ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ СОСТОЯНИЯ РАДИОФИЗИЧЕСКОГО УСТРОЙСТВА НА ОСНОВЕ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ ФРАКТАЛЬНОГО ШУМОВОГО ТЕСТ-СИГНАЛА

Соломаха Г.М.
Кафедра математической статистики и системного анализа

Поступила в редакцию 27.02.2009, после переработки 02.06.2009.

Разработаны новые алгоритмы идентификации и прогнозирования состояния радиофизического устройства (РФУ) на основе оценки показателя Харста фрактального коррелированного шумового тест-сигнала конечной длительности, подаваемого на вход устройства в процессе его реальной работы при выполнении требования не нарушения штатного режима функционирования.

In this article new algorithms of the decision of a problem of identification and forecasting of a state of the radio physical apparatus on the basis of an estimation of Harst‘s parameter input correlated fractal noise test-signal with finite duration are elaborated.

Ключевые слова: алгоритмы идентификации и прогнозирования, радиофизическое устройство, показатель Харста, тест-сигнал.
Keywords: algorithms of identification and forecasting, radio physical apparatus, Harst‘s parameter, test-signal.

1. Введение

Известно, что для оценки текущего состояния динамических систем, объектов необходимо знать характеристики, описывающие свойства преобразований входных сигналов в выходные, и что определение характеристик составляет самостоятельную задачу. Ее решение осуществляется при проведении функционального контроля систем и объектов либо с применением специальных контрольно-измерительных средств, либо автоматически по специальным программам, не нарушая штатного режима работы контролируемых систем, объектов. Последний вид контроля широко распространен.

Так, в [1] такие задачи решаются в обязательном порядке периодически по времени либо по команде оператора радиолокационной станции (РЛС). На гражданских судовых РЛС предусматриваются средства контроля их параметров, позволяющих оценивать показатели качества работы приемников, передатчиков, антенн и РЛС в целом; для этого применяются имитаторы эхо-сигналов и специальных сигналов [2]. В [3] разработаны функционально-статистические методы контроля показателей динамических процессов систем с целью правильного определения их текущего состояния и предсказания на заданный момент времени. Для этого имитируются входные сигналы с различными параметрами в том числе и случайными, фиксируются данные о реакции систем на такие входные воздействия, затем они обрабатываются оптимальными методами и принимаются соответствующие решения. В [4] разработаны методы контроля и диагностики объемных гидропередач и гидроприводов посредством имитации входных случайных и псевдослучайных воздействий и определения импульсных весовых и передаточных функций непосредственно перед включением их в штатный режим работы. В результате повышаются показатели надежности, готовности и безопасности контролируемых систем и объектов, а также экономический эффект от их эксплуатации. В [5] наряду с утверждением о необходимости функционального диагностирования обосновываются достаточные условия. Однако механизмы их реализации в виде конкретных методов контроля не приводятся – они должны разрабатываться специально для каждого технического объекта. В качестве разработок таких методов назовем здесь [6]-[11], где одно из ключевых мест отводится разработке специальных тестовых сигналов и алгоритмов оценки их параметров. При этом отметим, что алгоритмы принципиально реализуют только статистические методы оценки параметров, и соответствующие задачи оценивания относятся к классу задач идентификации [12]; такие задачи были и остаются актуальными [6,8,12-17], особенно, для реальных условий функционирования РФУ.

В статье излагаются методы и алгоритмы компьютерного решения задачи идентификации и прогнозирования состояния РФУ, например, типа приемного устройства РЛС или канала передачи информации на основе оценивания искажений специально передаваемого по устройству фрактального коррелированного шумового тестового сигнала с параметром автомодельности H (показателем Харста).

2. Постановка задачи

Возьмем в качестве тестового сигнала гауссовский процесс с коррелированными стационарными приращениями, нулевым средним и автоковариационной функцией

$$A_(t, s; H) = 0.5\sigma^2\{|t|^{2H} + |s|^{2H} - |t - s|^{2H}\}, \quad t \geq s, \tag{1}$$

где σ^2- вариация нормального шума. При $\sigma^2 = 1$ имеет место стандартное фрактальное броуновское движение с показателем H из промежутка (0, 1].

Длительность тест-сигнала определяется априори как минимальная при требованиях по выполнению условия наблюдаемости [12,18], накрытию частотным спектром сигнала полосы пропускания частот РФУ и по сохранению чувствительности критерия идентификации к изменению параметра в условиях воздействия на РФУ различного рода возмущений. Возмущения могут быть в виде аддитивной узкополосной или широкополосной помехи с априори неизвестными характеристиками от внешних источников или обусловливаться возможным переходом РФУ из штатного режима функционирования в другой, в том числе и нештатный. При этом каждому состоянию РФУ будет соответствовать свое значение параметра .

Такой тест-сигнал не зависит от внутреннего шума контролируемого устройства, обладает свойствами быть постоянно возбуждающим [19] и иметь наибольшую базу (произведение длительности на ширину спектра) по сравнению с известными другими тест-сигналами [13,15-17], а значит, и наибольшую чувствительность к различным воздействиям. Подобное имеет место в радиолокации при применении шумоподобных сигналов [20]. Огибающая сигнала – прямоугольная и собственно сигнал – переносчик информации.

Относительно характеристик и времени возникновения возможных возмущений априорных данных не имеется, поэтому собственно идентификация составляет статистическую задачу распознавания текущегосостояния РФУ в условиях неопределенности как сложной гипотезы ($0< H \leq 1$) при простой альтернативе ($H = H_0$). H_0 является параметром заданного входного в РФУ фрактального тест-сигнала.

Параметр сложной гипотезы оценивается в процессе идентификации РФУ. Из (3) видно, что оцененному параметру будет соответствовать своя автокорреляционная функция. При этом по полученной на промежутке $[t-M, t]$ выборке $X_t = \{x_t, x_{t-1}, ..., x_{t-M}\}$ измеренных значений сигнала на выходе РФУ становится возможным и решение задачи прогнозирования его состояния на заданный момент времени, где M- память алгоритма, t- текущий момент времени.

Правило совместного нахождения оценки H^* параметра H на момент t и определения момента τ выхода РФУ из штатного режима при априорной неопределенности представляется выражениями вида

$$\tau = \min\{t : (L(X_t) \geq \pi(\alpha))\}, \tag{2}$$

$$H^* = \arg\max_{0<H\leq 1} P(x_\tau, x_{\tau-1}, x_{\tau-2}, ..., x_{\tau-M}; H) \tag{3}$$

где

$$L(X_t) = \frac{\max\limits_{0<H\leq 1} p(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, ..., x_{t-M}; H)}{p(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, ..., x_{t-M}; H_0)}, \tag{4}$$

$\pi(\alpha)$ - пороговый уровень, устанавливаемый по допустимой вероятности ложного решения: $H \neq H_0$;

$p(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, ..., x_{t-M}; H)$ - функция правдоподобия гипотезы, удовлетворяющая условиям регулярности [21], это выходной эффект контролируемого устройства; причем

$$p(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, ..., x_{t-M}; H) = p(x_t/x_{t-1}, x_{t-2}, ..., x_{t-M}; H)\times$$

$$\times p(x_{t-1}/x_{t-2}, ..., x_{t-M}; H) p(x_{t-2}/x_{t-3}, ..., x_{t-M}; H) \cdots p(x_{t-M}; H).$$

Цель статьи заключается в разработке алгоритмов оценивания текущего состояния РФУ и прогнозирования его состояния на основе использования фрактального шумового тест-сигнала.

В известных традиционных методах и алгоритмах решения задач контроля функционирования технических систем фрактальный шумовой тест-сигнал не применялся [1,4,12,13,16,17]. Это обстоятельство обуславливает новизну предлагаемого подхода.

3. Алгоритм идентификации состояний РФУ

В основу алгоритма примем выражение (4), в котором пороговый уровень достоверности принятия решения об изменении значения H устанавливается по плотности закона распределения вероятности $\varphi(L(X_t)/H_0)$ статистики $L(X_t)$в (4).

В развернутом виде выражение (4) при выборке измерений объема $(M+1)$, полученной на скользящем интервале времени $[t-M,t]$, запишем так

$$\frac{\max\limits_{0<H\le 1}\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{M+1}\det K_X(t,s;H)}}\exp\{-\frac{1}{2}X_t^T K_X^{-1}(t,s,H)X_t\}}{\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{M+1}\det K_X(t,s,H_0)}}\exp\{-\frac{1}{2}X_t^T K_X^{-1}(t,s;H_0)X_t\}}, \qquad (5)$$

где - $X_t=\{x_s\}_{s=t-M}^{t}$ - выборка, а

$$-x_s=\theta v(s)+\varsigma(s)+n(s) \quad - \qquad (6)$$

уравнение наблюдения (измерения), это отсчеты в моменты времени $s\in[t-M,t]$, они представляют реализации аддитивной смеси независимых гауссового некоррелированного шума - $n(s)$ с нулевым математическим ожиданием и дисперсией σ^2, фрактального броуновского коррелированного шумового тест-сигнала $\varsigma(s)$ с автокорреляционной функцией (3) и случайного по времени возникновения нефлуктуирующего воздействия $v(s)$ с априори неизвестными характеристиками, если $\theta=1$ (при $\theta=0$ воздействие отсутствует).

- функция правдоподобия в числителе сформирована в результате композиции законов распределения вероятностей гауссового некоррелированного шума $n(s)$, для него $H=0,5$ [19], и фрактального броуновского коррелированного шумового тест-сигнала $\varsigma(s)$ с параметром $0<H\le 1$, $H\ne 0,5$, а в знаменателе - с параметром $H=H_0$; причем значение H в числителе, подлежащее оценке, будет зависеть от характеристик нефлуктуирующего воздействия при $\theta=1$ и, естественно, совпадать с H_0 при $\theta=0$,

$-K_X(t,s;H)=I_{nn}(t,s)+A_X(t,s;H)+\theta B_{\text{в}}(t,s)$,

$$K_X(t,s;H_0)=I_{nn}(t,s)+A_X(t,s;H_0), \qquad (7)$$

в этих выражениях $I_{nn}(t,s)$- диагональная ковариационная матрица $\delta-$коррелированного шума $n(s)$, $A_X(t,s;H)-$автоковариационная матрица приращений фрактального броуновского шума (см.(3)) для каждого H (в числителе из интервала 0< H ≤1, в знаменателе $H=H_0$), $B_{\text{в}}(t,s)$- ковариационная матрица нефлуктуирующего воздействия на РФУ.

Отметим здесь следующие важные обстоятельства:

- вычисление

$$\max_{0<H\le 1}\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{\mathrm{M}+1}\det K_X(t,s;H)}}\exp\{-\frac{1}{2}X_t^T K_X^{-1}(t,s;H)X_t\}$$

в (4) посредством взятия производной по H от выражения под знаком max практически не представляется выполнимым из-за нелинейной зависимости $A_X(t,s;H)$ от H и априорной неопределенности относительно параметров $B_{\text{в}}(t,s)$;

- выполнение требования по своевременному обнаружению возможного изменения значения параметра H из-за возмущающего воздействия можно обеспечить реализацией (4)-(4) при скользящем временном окне$[t-M,t]$ только по классической, а не по рекуррентной схеме.

Докажем второе утверждение. Для этого запишем функцию правдоподобия в выражении (4) в виде

$$p(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, ..., x_{t-M}; H) = \\ = p(x_t/x_{t-1}, x_{t-2}, ..., x_{t-M}; H) p(x_{t-1}, x_{t-2}, ..., x_{t-M}; H)$$

и представим обратную ковариационную матрицу

$$K_X^{-1}(t,s;H) = [I_{nn}(t,s) + A_X(t,s;H)]^{-1}$$

блочной $B(t,s;H) = \begin{pmatrix} B_1(H) & B(H) \\ B^T(H) & B_2(H) \end{pmatrix}$,
где $B_1(H)$- матрица $(t-1)\times(t-1)$, $B(H)$- вектор столбец $(t-1)\times 1$, $B^T(H)$- вектор строка $1\times(t-1)$, $B_2(H) = b_{tt}$- элемент матрицы $K_X^{-1}(t,s;H)$, а вектор измеренных на момент времени t данных – в виде $X_t = (X_{t-1}, x_t)$, $X_{t-1} = (x_{t-M}, x_{t-M+1}, ..., x_{t-1})$. При этом функция правдоподобия, например, в числителе (6) примет вид

$$P(X_t/H) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{M+1}\det K(t,s;H)}} \exp\{-\frac{1}{2}X_{t-1}B_1(H)X_{t-1}^T\}\times$$

$$\times\exp\{-\frac{1}{2}[2x_tB^T(H)X_{t-1}^T + B_2(H)x_t^2]\}.$$

Воспользовавшись соотношением $P(X_t/H) = P(X_{t-1}/H)P(x_t/X_{t-1};H)$, запишем выражение для $P(x_t/X_{t-1};H)$ функции правдоподобия получения измерения-отсчета x_t при условии X_{t-1} и значении показателя Харста H; имеем

$$P(x_t/X_{t-1};H) = \\ = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)\det B_1(H)\det K(t,s;H)}} \exp\{-\frac{1}{2}[2x_tB^T(H)X_{t-1}^T + B_2(H)x_t^2]\}.$$

Заметим, что при скользящем временном окне $[t-M,t]$ получения вектора отсчетов $X_t = (X_{t-1}, x_t)$ обновляется как x_t, так и X_{t-1}, поэтому на каждом текущем положении окна $[t-M,t]$ требуется вычислять значения функций правдоподобия $P(X_{t-1}/H)$ и $P(x_t/X_{t-1};H)$. В связи с этим применение рекуррентной схемы вычисления статистики $\ln L(X_t)$ оказывается невозможным. Дополнительно отметим, что если формирование вектора наблюдений X_t не связывать со скользящим временным окном и реализовывать правило (4)-(4) по рекуррентной схеме, то при коррелированности наблюдений становится необходимым хранение и использование всей их совокупности, что, в свою очередь, приведет к необходимости увеличения размерности матрицы $K_X(t,s;H)$ и объема промежуточных вычислений.

Поскольку поиск максимума в числителе (6) аналитическим путем связан с вычислительными трудностями, разобьем сложную гипотезу на n простых так, что каждая из них будет определяться своим параметром H_k из $(0,1]$ вида $H_k = H_0 +$

$i \cdot \Delta H$, где $i \in Z\backslash\{0\}$, а ΔH- дискретность разбиения. Информация о воздействиях или их отсутствии содержится в выходном эффекте устройства, т.е. $p(X_t; H)$,$X_t = \{x_s\}_{s=t-M}^{t}$, оценка H^* параметра H на момент t находится так

$$H^* = \arg\max_{H_k} \frac{1}{\sqrt{2\pi \det K_X(s,t;H_k)}} \exp\{-\frac{1}{2} X_t^T K_X^{-1}(t,s,H_k) X_t\},$$

после чего проверяется введенное правило

$$\tau = \min\{t : L(X_t) \geq \pi(\alpha)\},$$

где $L(X_t) = \frac{p(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \ldots, x_{t-M}; H^*)}{p(x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, \ldots, x_{t-M}; H_0)}$.

Так, выражение (6) при проверке альтернативной гипотезы с параметром $H^* = H_k^*$ можно переписать после логарифмирования в виде

$$\ln \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{M+1} \det K_X(s,t;H_k^*)}} - \ln \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^{M+1} \det K_X(s,t;H_0)}} -$$
$$-\frac{1}{2} X_t^T [K_X^{-1}(t,s,H_k^*) - X_t^T K_X^{-1}(t,s,H_0)] X_t\} \geq \ln \pi(\alpha) \quad , \qquad (8)$$

где $K_X(t,s;H_k^*)$, $K_X(t,s;H_0)$– определены выражением (7).

Теперь для практического применения (7) необходимо определить значение $\ln \pi(\alpha)$, что возможно выполнить при известном законе распределения вероятностей статистики в левой части (7) при условии отсутствия каких-либо воздействий на РФУ. В связи с этим отметим, что первые два слагаемых в левой части выражения (7) – детерминированные величины (от X_t не зависят) - а третье – случайное и оно имеет центральное χ^2_{M+1}– распределение с количеством степеней свободы, равным объему выборки $(M + 1)$. Поэтому пороговое значение $\ln \pi(\alpha) = \ln \pi_{H_k^* H_0}(\alpha)$ для любого k вычисляется по выражению

$$\int_{\ln \pi_(\alpha)}^{\infty} \varphi(L(X_t)/H_0) dL = \alpha,$$

где $\varphi(L(X_t)/H_0) = \chi^2_{M+1}$ - плотность $\chi-$квадрат распределения статистики в левой части (7), которая при достаточно большом объеме выборки нормализуется, $\ln \pi(\alpha)$ находится непосредственно по таблицам, составленным для различных $\dim X_t$ и α [22], в случае χ^2_{M+1} и для различных α - в случае нормальной плотности.

Рассмотренное решающее правило обладает важным свойством: оно несмещенное равномерно наиболее мощное [23] и по существу представляет согласованный фильтр по отношению к тест-сигналу с параметром H_0, а при его реализации очевидным образом устанавливается оценка параметра Харста в соответствующий текущий момент времени.

Итак, получен следующий результат: *в условиях, когда функции правдоподобия гипотез* H_k, H_0 удовлетворяют требованиям регулярности, выборка при текущем контроле РФУ формируется по случайному процессу, представляющемуся аддитивной смесью фрактального броуновского шума с показателем $0 < H_0 \leq 1$, *внутреннего нормального шума с показателем H=0.5 и нефлуктуирующего воздействия (случайного по времени возникновения) на контролируемое устройство* *существуют гарантированный несмещенный равномерно наиболее мощный критерий проверки n простых гипотез H_k, против альтернативы H_0 , как критерий идентификации состояния РФУ с одновременной оценкой значения показателя Харста H фрактального тест-сигнала.*

Таким образом, в целом алгоритм идентификации выполняет вычислительные операции по проверке в текущем времени критерия (7), пороговый уровень для которого $\ln \pi(\alpha)$ определяются априори.

Чувствительность алгоритма идентификации δH определяется максимальным допустимым отклонением параметра Харста от значения H_0 для штатных условий функционирования. Величину δH можно определить либо экспериментально, либо на основе моделирования (как в р.4). При этом при выполнении неравенства

$$|H^* - H_0| > \delta H \tag{9}$$

для текущего момента времени принимается решение о переходе РФУ в нештатный режим функционирования. Дискретность ΔH при выборе разбиения промежутка $(0, 1]$ должна быть увязана с величиной δ, причем ΔH не должна превышать δH, поскольку в противном случае алгоритм в соответствии с (8) не среагирует на выход РФУ из штатного режима работы.

4. Алгоритм прогнозирования

Прогнозирование состояния РФУ будем осуществлять с использованием полиномов Чебышёва, ортогональных на дискретном множестве Q точек – моментов поступления $H^*(t)-$ оценок показателя Харста фрактального тест-сигнала с выхода алгоритма распознавания – идентификации состояний РФУ (Q точек означает Q текущих положений скользящего отрезка времени $[t - M, t]$). Обозначим эти моменты (точки) через $t = -R, ..., R$, где $R = (Q-1)/2$, $Q-$ нечетное число. Поэтому в основу метода прогнозирования принимаем описание изменения показателя Харста как реализации случайного процесса вида

$$H(t) = \sum_{\nu=0}^{m} b_\nu \varphi_\nu(t),$$

в $m-$мерном базисе полиномов Чебышёва,
где $b_\nu-$неизвестные коэффициенты, вычисляемые из системы нормальных уравнений метода наименьших квадратов по оценкам показателя Харста, полученным в моменты времени $t = -R, ..., R$ (соответствующие формулы для их вычисления приведены ниже),

$\varphi_\nu(t)$ – полиномы Чебышёва – координатные функции.

Построение полиномов Чебышёва осуществим методом [24], положив $\varphi_0(t) = 1$. При этом каждый полином $\varphi_\nu(t)$, $\nu > 0$ записывается в виде линейной комбинации из всех ему предшествующих, например,

$$\varphi_1(t) = t + d_0\varphi_0(t), \quad \varphi_2(t) = t^2 + d_1\varphi_1(t) + d_2\varphi_0(t),$$
$$\varphi_3(t) = t^3 + d_3\varphi_2(t) + d_4\varphi_1(t) + d_5\varphi_0(t)$$

с последующим вычислением коэффициентов d_0, d_1,..., d_5 из условий ортогональности системы полиномов Чебышёва в каждой точке $t = -R, ..., R$, то есть из условий:

$$\sum_{-R}^{R} \varphi_1(t)\varphi_0(t) = 0, \quad \sum_{-R}^{R} \varphi_2(t)\varphi_1(t) = 0, \quad \sum_{-R}^{R} \varphi_2(t)\varphi_0(t) = 0,$$

$$\sum_{-R}^{R} \varphi_3(t)\varphi_2(t) = 0, \quad \sum_{-R}^{R} \varphi_3(t)\varphi_1(t) = 0 \quad , \quad \sum_{-R}^{R} \varphi_3(t)\varphi_0(t) = 0,$$

и т.д.

Примем m =4; тогда базис будет состоять из следующих первых пяти ортонормированных полиномов:

$$\varphi_0(t) = 1, \quad \varphi_1(t) = t, \quad \varphi_2(t) = t^2 - d_2,$$

$$\varphi_3(t) = t^3 - d_3 t, \quad \varphi_4(t) = t^4 - d_4 t^2 - d_5, \quad t = -R, ..., R, \quad R = (Q-1)/2,$$

где $d_2 = j_2/Q$, $j_2 = Q(Q^2-1)/12$, $d_3 = j_4/j_2$, $j_4 = Q(Q^2-1)(3Q^2-7)/240$,

$$d_4 = (j_6 - j_2 j_4/Q)(j_4 - j_2^2/Q), \quad d_5 = -d_2 d_4 + j_4/Q,$$

$$j_6 = Q(Q^2-1)(3Q^4 - 18Q^2 + 31)/1344.$$

Теперь показатель Харста аппроксимируем в базисе дискретных ортонормированных полиномов Чебышева выражением вида

$$H(t) = b_0\varphi_0(t) + b_1\varphi_1(t) + b_2\varphi_2(t) + b_3\varphi_3(t) + b_4\varphi_4(t),$$

где неизвестные коэффициенты b_0,b_1,b_2,b_3, b_4, с учетом ортогональности полиномов Чебышёва на дискретном множестве точек $-R, ..., R$, вычисляются по формулам:

$$b_\nu = [\sum_{t=-R}^{R} \varphi_\nu(t) H^*(t)]/N_\nu, \quad \nu = 0, 1, 2, 3, 4,$$

где $H^\bullet(t)$—оценка показателя Харста, вычисленная в t- й текущий момент времени,

$$N_0 = Q; \quad N_1 = j_2, \quad N_2 = j_4 - j_2^2/N, \quad N_3 = j_6 - 2d_3 j_4 + d_3^2 j_2,$$

$$N_4 = j_8 + d_4^2 j_4 + d_5^2 Q - 2d_4 j_6 - 2d_5 j_4 + 2d_4 d_5 j_2,$$

$$j_8 = Q(Q^2-1)(5Q^6 - 55Q^4 + 239Q^2 - 381)/11520.$$

Прогнозированное значение показателя Харста на момент времени $(R+l)$ осуществляется по формуле

$$H^*(R+l)=\sum_{\nu=0}^{4} b_\nu \varphi_\nu (R+l).$$

При этом среднеквадратическая ошибка прогнозирования

$$\sigma(R+l)=\sigma\sqrt{\frac{1}{Q}+\frac{\varphi_1^2(R+l)}{N_1}+\frac{\varphi_2^2(R+l)}{N_2}+\frac{\varphi_3^2(R+l)}{N_3}+\frac{\varphi_4^2(R+l)}{N_4}},$$

где $\sigma-$среднеквадратическая ошибка вычисленного в текущий момент значения показателя Харста $H^*(t)$.

Алгоритм прогнозирования состояния РФУ представляется очевидными операциями по компьютерной реализации формулы для $H^*(R+l)$ при вычисленных выше координатных функциях, коэффициентах b_ν, $\nu=0,1,2,3,4$, известных оценках $H^*(t)$ от алгоритма идентификации, $t=-R,...,R$, и заданном l, а также формулы по вычислению среднеквадратической ошибки $\sigma(R+l)$.

5. Результаты проверки работоспособности алгоритма идентификации

Проверка работоспособности алгоритма выполнена на основе сравнения значений показателя Харста тест-сигнала на входе и выходе контролируемого устройства с весовой функцией инерционного звена

$$h(t)=\frac{c}{\lambda}\exp\{-t/\lambda\}$$

и передаточной функцией

$$K(j\omega)=\frac{c}{1+j\omega\lambda},$$

где $\lambda=10^{-5}-$постоянная времени, $c-$коэффициент усиления, а также на основе вычисления показателя чувствительности построенного правила обнаружения воздействия на устройство.

Входной тест-сигнал формируется программно реализованным алгоритмом в виде дискретных коррелированных приращений обобщенного броуновского движения по выражению [19, 25]

$$B_H(j)-B_H(j-1)=\frac{h^H}{\Gamma(H+0.5)}\times$$

$$\times\{\sum_{i=1}^{hN}(i)^{H-\frac{1}{2}}\xi_{(1+h(N+j)-i)}+\sum_{i=1}^{h(N-1)}[(h+i)^{H-\frac{1}{2}}-(i)^{H-\frac{1}{2}}]\xi_{(1+h(N-1+j)-i)}\},$$

для H =0.51, 0.65, 0.85.

В этом выражении j- целочисленные значения моментов времени на интервале длительности Т генерируемого сигнала, $j=1,2,...N$ (здесь N обозначает конечный момент временного интервала), $\Gamma(\cdot)$- гамма-функция, h — число подынтервалов, на которое разбивается интервал Т тест-сигнала для обеспечения коррелированности его приращений, принято $h=8$. Реализации тест-сигнала генерируются для $T = 800$мкс; для такой длительности обеспечивается формирование сигнала со свойствами коррелированности приращений броуновского шума [19,25,26] и выполнение условия наблюдаемости [11,18]. База сигнала Б $= \frac{1}{\pi} T \cdot \Delta\omega$ определялась по уровню $|K(j\omega)| = 0,5$. При этом $\Delta\omega = 1,7 \cdot 10^5$, где $\Delta\omega$ эффективная полоса частот.

Воздействие на контролируемое устройство имитируется возникновением в случайный равномерно распределенный момент времени на интервале T аддитивного по отношению к тест-сигналу и внутреннему гауссовому шуму узкополосного сигнала с различными амплитудами на частоте $\omega = 12.5$ или $\omega = 300$; значения амплитуд выбраны такими, чтобы воздействие маскировалось аддитивными броуновским и внутренним шумами.

Выход контролируемого устройства подается на вход созданного линейного согласованного с тест-сигналом фильтра (при этом коэффициент усиления устройства принят равным единице), максимум функции правдоподобия отыскивается на множестве (0.5, 1] при его дискретизации на 500 равных подынтервалов ($n = 500$).

В результате установлено, что

- при воздействии узкополосной низкочастотной помехи значение оценки показателя H фрактального сигнала увеличивается по сравнению с истинным значением, так как усиливаются его низкочастотные составляющие, при повышении же частоты помехового возмущения значение оценки показателя H уменьшается из-за усиления высокочастотных компонент сигнала; конкретные данные приведены в таблице:

	Частота узкополосного нефлуктуирующего воздействия ω=12.5		
	Истинное значение H=0.51, 0.65, 0.85		
	H=0.51	H=0.65	H=0.85
Амплитуда	H*- оценка	H*- оценка	H*- оценка
0.30-0.350	0.522	0.692	0.924
0.675	0.523	0.693	0.926
1.000	0.524	0.694	0.927
	Частота узкополосного нефлуктуирующего воздействия ω=300		
	Истинное значение H=0.51, 0.65, 0.85		
	H=0.51	H=0.65	H=0.85
Амплитуда	H*- оценка	H*- оценка	H*- оценка
0.30 - 0,350	0.493	0.659	0.914
0,675	0.474	0.635	0.914
1,000	0.472	0.628	0.907

- увеличение амплитуды узкополосной низкочастотной помехи-воздействия обусловливает тенденцию повышения значения оценки H* показателя H, эта тенденция ослабевает при повышении частоты;

- максимальная отклонение δH оценки H* составляет (7-8)% от истинного значения H; при этом длительность сигнала T, определяющаяся по формуле $\sqrt{T} = 2/\delta H$ из теории несмещенных равномерно наиболее мощных доверительных областей [21], может быть установлена из диапазона $625 - 900$мкс (при проведении вычислительного эксперимента длительность сигнала была принята равной 800мкс из требований обеспечения коррелированности приращений фрактального броуновского шума [19,25,26] и выполнения условия наблюдаемости [11,18]);

- чувствительность алгоритма, выраженная отношением минимальной интенсивности возмущения к интенсивности аддитивной смеси тест-сигнала и внутреннего шума контролируемого устройства, составляет -12дБ, -10дБ, то есть узкополосное помеховое воздействие приводит к изменению параметра H тест-сигнала при отношении его интенсивности к среднеквадратическому значению шума устройства не менее 0.3;

- на выходе согласованного фильтра отношение мощность сигнала/мощность шума, полученное в эксперименте, составляет величину не менее 3 (или 10 дБ), а по утверждению теории [20,27] оно должно составлять величину

$$201g\sqrt{\text{Б}} \approx 16\text{дБ};$$

полученный экспериментальный результат, в принципе, не противоречит теоретическому;

- фрактальный тест-сигнал с $H > 0.5$ имеет спектр во всей полосе частот контролируемого устройства.

6. Заключение

Сущность компьютерной технологии идентификации и прогнозирования состояния РФУ заключается в

- алгоритмическом формировании и подаче на вход РФУ фрактального броуновского коррелированного шума как специального тест-сигнала, заданной длительности,
- оценке параметра сигнала – параметра автомодельности Харста по выборке измерений на выходе РФУ,
- проверке оцененного показателя Харста на соответствие заданным требованиям с последующим принятием решения о текущем состоянии РФУ и
- вычислении прогнозного значения показателя Харста (и прогнозного состояния РФУ) на заданный момент времени.

Метод оценки показателя Харста обладает высокой чувствительностью к воздействиям на РФУ внутренних и внешних случайных возмущений в виде узкополосных или широкополосных помех.

Поэтому объективно возникает возможность решать задачи идентификации и прогнозирования состояния РФУ при подаче на его вход слабого фрактального шумового тест-сигнала со спектром, накрывающим полосу частот РФУ. При прохождении такого сигнала через РФУ его реальная работа не нарушается. Известные методы компьютерного контроля текущего состояния РФУ [1,4,6,7,16,17] с применением других тест-сигналов в таких условиях решения задачи идентификации и прогнозирования оказываются неэффективными.

Предложенный метод может быть распространен на условия компьютерного решения задач контроля РФУ телевизионного типа, то есть по двумерному тест-сигналу. Задача технической реализации тест-сигнала может быть решена так же, как это предложено в [13] для реализации оптимального тест-сигнала при идентификации телевизионного канала.

Список литературы

[1] Саврасов Ю.С. Алгоритмы и программы в радиолокации. М.: Радио и связь, 1985.

[2] Справочник по радиолокации/ Под ред. М.Сколника. Т.4. М.: Советское радио, 1978.

[3] Кузьмин И.В. Оценка эффективности и оптимизации автоматических систем контроля и управления. М.: Советское радио, 1971.

[4] Бессонов А.А., Загашвили Ю.В., Маркелов А.С. Методы и средства идентификации динамических объектов. Л-д: Энергоатомиздат, 1989.

[5] Буков В.И., Максименко И.М. Достаточность функционального контроля. // ДАН, т.353, № 2, 1997, с. 170-172.

[6] Кудинов А.Н., Катулев А.Н., Малевинский М.Ф. Математические методы оценки показателей безопасности состояния динамических систем. М.: МГУ им. М.В.Ломоносова, 2005.

[7] Гришин Ю.П., Казаринов Ю.М. Динамические системы, устойчивые к отказам. М.: Радио и связь, 1985.

[8] Волик Б.Г. О концепции техногенной безопасности. // Автоматика и телемеханика, №2, 1998,с.165-170.

[9] Есипов Ю.В. Концепция возможностей оценки риска техногенных систем. //Автоматика и телемеханика,№7, 2003,с.5-12.

[10] Виленчик Л.С., Катулев А.Н., Михно В.Н. Метод классификации помех при контроле ТВ канала. // Радиотехника, № 11, 1994, с.8-11.

[11] Виленчик Л.С., Катулев А.Н., Михно В.Н., Михно Г.А. Алгоритмичекие измерения в телевидении и радиовещании. М.: Радио и связь, 1995.

[12] Льюнг Л. Идентификация систем. Теория для пользователя. М.: Наука, 1991.

[13] Виленчик Л.С., Катулев А.Н., Малевинский М.Ф. Идентификация ТВ канала: новые методы и алгоритмы. М.: Радио и связь, 1993.

[14] Абрамов О.В., Розенбаум А.Н. Прогнозирование состояния технических систем. М.: Наука, 1990.

[15] Лившиц К.М., Терпугов А.Ф. О выборе сигналов для идентификации линейных систем по методу наименьших квадратов// Изв. АН СССР, Техническая кибернетика, №5, 1974.

[16] Гришин В.И., Дятлов В.А., Милов Л.Т. Модели, алгоритмы и устройства идентификации сложных систем. Л-д: Энергоатомиздат, 1985.

[17] Круг Г.К., Ю.А. Сосулин Ю.Г., Фатуев В.А. Планирование экспериментов в задачах идентификации и экстраполяции. М.: Наука, 1977.

[18] Брайсон А., Хо Ю-Ши. Прикладная теория оптимального управления. М.: Мир, 1972.

[19] Потапов А.Л. Фракталы в радиофизике и радиолокации. М.: Логос, 2002.

[20] Свистов В.М. Радиолокационные сигналы и их обработка. М.: Советское радио, 1977.

[21] Рао С.Р. Линейные статистические методы и их применение. М.: Наука, 1976.

[22] Кокс Д., Хинкли Д. Математическая статистика. М.: Мир, 1978.

[23] Миддлтон Д. Введение в статистическую теорию связи. Т.2. М.: Советское радио, 1962.

[24] Линник Ю.В. Метод наименьших квадратов и основы математико-статистической теории обработки наблюдений. М.: ФМЛ, 1962.

[25] Федер Е. Фракталы. М.: Мир, 1991.

[26] Петухов А.П. Введение в теорию базисов всплесков. СПб: СПбГТУ, 1999.

[27] Гоноровский И.С., Демин М.П. Радиотехнические цепи и сигналы. М.: Радио и связь, 1994.